

## EFFECTOS DE LAS PENSIONES DE LA SEGURIDAD SOCIAL SOBRE LA OFERTA DE TRABAJO EN ESPAÑA\*

Ana MARTIN MARCOS

*Fundación Empresa Pública*

Lourdes MORENO MARTIN

*Fundación Empresa Pública*

*Universidad Complutense*

*El objetivo de este trabajo es aportar una evidencia empírica de los efectos del sistema de pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo, a través de la estimación de una función de oferta para la economía española en el período 1964-84. El efecto final esperado, desde el punto de vista teórico, es indeterminado y dependerá en gran medida de la relación existente entre las cuotas pagadas y los beneficios que se recibirán en un futuro. Nuestros resultados confirman que las expectativas de pensiones tienen un efecto positivo, aunque reducido, sobre la oferta de trabajo.*

### 1. Introducción

La Seguridad Social altera la distribución de la renta monetaria en la vida del trabajador. Reduce los salarios y simultáneamente proporciona unos activos convertibles en el futuro. Estos activos tienen relación con las horas o años trabajados y con los ingresos salariales percibidos a lo largo del ciclo vital.

Admitiendo que el número de horas trabajadas a lo largo de la vida puede modificarse y que existe una cierta flexibilidad de la edad de jubilación, la Seguridad Social puede afectar a la decisión renta-ocio y, por tanto, a la decisión de oferta de trabajo y de retiro anticipado.

El mecanismo de transmisión es el siguiente: las cuotas reducen el salario real, lo que genera un *efecto renta* que provoca un aumento de las horas trabajadas para compensar la reducción de ingresos, y un *efecto sustitución* que induce a reducir las horas de trabajo como consecuencia de un abaratamiento relativo del ocio. A su vez, la fórmula de beneficios de la Seguridad Social (aquí sólo se considerarán las pensiones), genera un *efecto riqueza* que conduce a reducir las horas trabajadas debido al aumento de ingresos a lo largo del ciclo vital.

En la medida en que los trabajadores reconocieran el valor de los beneficios futuros, estos efectos se reducirían y desaparecerían totalmente si el valor de

\* Agradecemos a Julio Segura e Iñaki Mauleón los comentarios y sugerencias sobre anteriores versiones. Los errores que puedan subsistir son de nuestra exclusiva responsabilidad.

estos beneficios compensara exactamente el valor de las cuotas pagadas a lo largo de su ciclo vital<sup>1</sup>. Cuanto más difusa sea la relación entre las cuotas y las pensiones, más probable es que los efectos de las primeras predominen en los años de juventud y los de las segundas en la madurez.

## 2. Planteamiento del problema y especificación del modelo

Los trabajos empíricos realizados hasta el momento sobre el tema se enfocan principalmente a analizar cómo influye el sistema de pensiones sobre la edad de jubilación. En todos estos trabajos se utilizan datos «cross-section» y se estiman modelos donde la variable dependiente es la decisión de retirarse o no. Por consiguiente, los métodos de estimación utilizados son modelos, *probit*, *logit* o variaciones de los mismos. La mayoría de los resultados empíricos concluyen que la Seguridad Social reduce la oferta de trabajo de los más viejos, adelantándose la edad de jubilación. Aún así, la magnitud del efecto varía considerablemente de un trabajo a otro<sup>2</sup>.

En la literatura apenas se encuentran trabajos empíricos sobre el tema donde se realicen estimaciones con datos de series temporales. Cabe destacar los trabajos de Burkhauser y Turner (1978, 1982), donde se analizan los efectos sustitución intertemporal y riqueza asociados a la Seguridad Social norteamericana sobre la oferta de trabajos de los más jóvenes:

El sistema de Seguridad Social de EEUU se caracteriza por dos aspectos fundamentales que influyen de una manera decisiva en la decisión trabajo-ocio de los individuos.

- 1.º El valor de los beneficios recibidos por un individuo depende de la edad de su retiro. Se penaliza a los trabajadores que retrasan su jubilación pasados los 65 años.
- 2.º El principio básico del sistema de Seguridad Social desde su creación ha sido el pago de beneficios sólo a personas que tienen bajos ingresos. Este principio se materializa en el llamado «test de ganancias».

El hecho de recibir la pensión no está condicionado al retiro completo. Los individuos de edades comprendidas entre 62 y 71 años que siguen trabajando, y además aceptan los beneficios de la Seguridad Social, verán reducidas sus pensiones si sus ingresos salariales exceden un cierto límite. El mecanismo consiste en que, por encima de este tope, cada unidad adicional de renta salarial se grava en un 50 %. Este gravamen puede ser del 100 % cuando las ganancias del individuo sobrepasan un tope superior.

<sup>1</sup> Véase Aaron (1982).

<sup>2</sup> En Danziger, S., Haveman, R. y Plotnick, R. (1981), se encuentra una extensa revisión de la literatura empírica sobre la influencia del sistema de pensiones de la Seguridad Social en la oferta de trabajo.

El test de ganancias obliga a los trabajadores a considerar estas pérdidas de sus ingresos en cualquier decisión referente a la aceptación de beneficios de la Seguridad Social.

Un sistema de este tipo induce un cambio en la oferta de trabajo a lo largo del ciclo vital, produciéndose una reducción de las horas trabajadas en los últimos años de la vida laboral y un aumento de las mismas en los primeros años (efecto sustitución intertemporal). Al mismo tiempo el sistema de pensiones de Seguridad Social incrementa los ingresos a lo largo del ciclo vital de los individuos y, por tanto, tiende a reducir la oferta de trabajo en todas las edades (efecto riqueza). El resultado fundamental de estos autores es que las horas trabajadas por semana por los trabajadores más jóvenes hubieran sido de 2 a 3 menos desde 1936 sin su actual sistema de Seguridad Social.

El sistema de Seguridad Social español difiere en gran medida del norteamericano. El hecho de recibir la pensión está condicionado al retiro completo según establece el Régimen General de la Seguridad Social, aunque no todos los regímenes especiales mantienen el mismo rigor en esta exigencia. En España no existe ningún mecanismo parecido al test de ganancias.

Por otra parte, el valor de los beneficios recibidos no depende de la edad de retiro. La edad de jubilación forzosa es 65 años (como caso especial se contempla la posibilidad del retiro anticipado con coeficientes correctores). La cuantía de la pensión se fija según dos datos: a) años de cotización: a mayor período de cotización, mayor porcentaje aplicable (el 100 % cuando el período de cotización haya sido superior o igual a 35 años), y b) base de cotización: la base reguladora se fija de acuerdo a la base de cotización del trabajador durante un período ininterrumpido de 2 años que deberá estar comprendido dentro de los 7 años inmediatamente anteriores a la fecha de jubilación<sup>3</sup>.

Por tanto, si se pudiera estudiar para España el efecto del sistema de pensiones de la Seguridad Social diferenciando por grupos de edad, cabría predecir un efecto del signo contrario al esperado para la economía norteamericana. En todo caso, los trabajadores preferirían trabajar más al final de su vida laboral para lograr unos beneficios futuros (pensiones) mayores. La no disponibilidad de información desagregada por grupos de edad sobre horas trabajadas no permite contrastar una afirmación de este tipo<sup>5</sup>. En su defecto, se analizará la influencia del sistema de pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo agregada, a partir del modelo de mercado de trabajo que se expone a continuación:

$$h_i^s = h^s(wr_i, ep_i, tf_i, pr_i)$$

$$h_i^D = h_0(wr_i, u_i, t)$$

$$h_i = h_i^s = h_i^D$$

<sup>3</sup> El cálculo de la base reguladora ha sido modificado en la ley 26/1985 del 31 de julio. Este cambio no afecta al cálculo de la serie de pensiones ya que nuestro período muestral finaliza en 1984.

donde  $h_i$  son las horas trabajadas por semana y trabajador,  $wr_i$  el salario real por hora,  $ep_i$  las expectativas de pensiones,  $tf_i$  el tamaño familiar,  $pr_i$  el precio relativo del ocio,  $u_i$  la tasa de paro y  $t$  una tendencia temporal.

La ecuación de oferta de este modelo coincidiría con la especificación estimada por Burkhauser y Turner si se incluyese la variable tasa de paro, que aquí se ha considerado como un indicador cíclico, y que por consiguiente se incorpora en la ecuación de demanda de empleo.

Los signos esperados en la estimación de la ecuación de oferta de trabajo son los siguientes:

- Expectativas de pensiones: El efecto final es, como se ha visto, la suma de tres efectos de signo distinto, por lo que el signo de esta variable es ambigüo.
- Salario real: Los cambios en el salario real tienen un efecto renta negativo y un efecto sustitución positivo. Por tanto el efecto es también ambigüo.
- Tamaño familiar: Se espera que esta variable influya positivamente sobre las horas ofrecidas.
- Precio relativo del ocio: Un aumento de este precio provocaría una disminución del consumo de los bienes de ocio (si se supone que este bien es normal) y, por tanto, aumentaría las horas trabajadas.

### 3. Los datos

Todas las series utilizadas en este trabajo constan de 21 observaciones que corresponden al período muestral 1964-1984.

- Horas trabajadas a la semana por trabajador: La serie se ha obtenido a partir de la *Encuesta de Salarios* (INE). Los sectores que se incluyen son: Industria, Construcción y parte del sector Servicios (Comercio, Bancos, Establecimientos financieros y Compañías de seguros). En horas trabajadas se incluyen las horas en jornada normal y extraordinaria.
- Expectativas de pensiones: Para representar esta variable se ha utilizado una estimación de la riqueza de la Seguridad Social o expectativas de pensiones. Estas expectativas, en un instante dado, son el valor actuarial de las pensiones que esperan recibir todos los individuos cubiertos por el sistema (pensionistas y cotizantes) desde ese momento hasta su desaparición.

Los detalles del proceso de obtención de estas series se encuentran en Herce y Moreno (1986). Se ha utilizado esta variable en términos per cápita y se ha deflactado con el Índice de Precios al Consumo (IPC), base 1976.

- Salario-hora: Esta serie recoge el salario-hora en ambas jornadas de trabajo, e incluye pagos ordinarios y extraordinarios. Todos los conceptos de ganancias se refieren a su importe bruto, es decir, antes de la deducción de los impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social por parte de los trabajadores. Los datos proceden de la *Encuesta de Salarios* (INE). En las agregaciones se ha

utilizado como ponderación el número total de horas trabajadas siguiendo la metodología desarrollada por Malo de Molina (1983).

Los sectores incluidos son los mismos que para la serie de horas trabajadas. Se ha utilizado el IPC (base 1976) como deflactor del salario.

— Tasa de paro: La información utilizada para la construcción de esta serie proviene de la *Encuesta de Población Activa* (EPA). La tasa de paro representa el porcentaje de la población activa parada sobre la población activa total, y los sectores incluidos los ya mencionados.

Los datos de población activa parada para el sector servicios en la EPA no están desagregados, por lo que la tasa de paro se ha obtenido a partir de la población activa ocupada según la fórmula:

$$u = \left( 1 - \frac{\text{Población activa ocupada}}{\text{Población activa total}} \right) \times 100$$

— Tamaño familiar: Corresponde al número medio de hijos por mujer. Esta variable se construye dividiendo la tasa bruta de reproducción entre la proporción de nacimientos femeninos (0.489), tomada de la *Proyección de la Población Española para el período 1978-1995* (INE).

— Precio relativo del ocio: Esta variable es una medida del precio relativo de los bienes de ocio, entendiéndose éstos como los bienes consumidos por los agentes en su tiempo de ocio. Las fuentes utilizadas son el *Índice de Coste de la Vida* (ICV), para el período 1964-76, y el *IPC* para los años 1977-1984, ambas del INE. Se considerarán bienes de ocio a los objetos recreativos, publicaciones, esparcimiento y enseñanza, siguiendo el trabajo de Owen (1971).

La desagregación por grupos del índice general difiere de una fuente a otra. Desde 1976 se desagrega en 8 grupos, siendo el grupo VII (cultura) el que abarca los bienes considerados. La información disponible para los años anteriores a esta fecha en el ICV, no permite obtener un índice paralelo al del grupo VII del IPC. Por esta razón, nos hemos visto obligados a utilizar el índice del grupo V del ICV en el que se incluyen, además de todos estos bienes, otros que no son de ocio. No obstante, el enlace no parece presentar problemas. El precio relativo de los bienes de ocio se calcula dividiendo el índice de precios de estos bienes entre el IPC (base 1976).

También se han calculado para las variables horas trabajadas, salario-hora y tasa de paro, las series correspondientes al sector industrial y al sector formado por la industria más la construcción. El proceso de elaboración ha sido el descrito anteriormente. Estas series tienen el mismo perfil temporal que las series respectivas para el conjunto de los tres sectores.

En el análisis gráfico y estadístico de las series utilizadas que se ha llevado a cabo, se detecta un patrón evolutivo común. Se aprecia una fuerte tendencia, en algunos casos creciente (salario real, paro y expectativas de pensiones) y en otros decreciente (horas, tamaño familiar). Por esta razón, la correlación entre las series es muy elevada.

La tasa media de variación de las horas trabajadas para el período muestral es del  $-1\%$ . La tasa de variación media de los años 1965-74 es superior a la media del período total, mientras que en el segundo período es inferior a ella. Se detecta un escalón negativo en el año 1982 (véase Apéndice 1).

El salario real muestra una tendencia creciente durante todo el período. La tasa de crecimiento para los años 1965-79 es aproximadamente del  $7\%$ , apreciándose una desaceleración de esta tasa para los últimos cuatro años (la tasa media para este período es del  $2\%$ ).

El crecimiento de las expectativas de pensiones se ralentiza en los años 1975-84. La tasa del primer subperíodo ( $14\%$ ) es más del doble que la del segundo ( $5,5\%$ ).

#### 4. Resultados empíricos

La estimación de modelos simultáneos mediante métodos de estimación en principio óptimos (máxima verosimilitud con información completa (MVIC), mínimos cuadrados trietápicos (MC3E)), requiere una especificación correcta de las ecuaciones estructurales, ya que estos métodos son muy sensibles a los errores de especificación. La práctica usual consiste en estimar previamente las ecuaciones individuales mediante métodos de estimación más sencillos (mínimos cuadrados ordinarios (MCO)) que si bien proporcionan estimadores inconsistentes en presencia de simultaneidad, permiten validar las especificaciones teóricas propuestas.

Con este fin se estimó por MCO la ecuación de oferta de trabajo, obteniéndose los siguientes resultados:

$$\ln h = 1,56 + 0,06 \ln ep - 0,21 \ln wr + 0,89 \ln tf + 0,33 \ln pr$$

$$(2,90)^* (2,09) \quad (-3,29) \quad (2,32) \quad (2,34)$$

[1]

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad ; \quad DW = 1,62 \quad ; \quad \sigma_e = 0,015 \quad ; \quad T = 21$$

\* Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico «t».

Esta estimación merece varios comentarios. En primer lugar, los residuos han superado con éxito el test de homocedasticidad de Breusch-Pagan y el de Glesjer. Por otra parte, analizando el gráfico de los residuos se observa que no existe ningún valor atípico.

En segundo lugar, el Durbin-Watson nos detecta la inexistencia de autocorrelación de primer orden de los residuos. La contrastación de ausencia de correlación residual de órdenes superiores a uno se ha llevado a cabo por medio de contrastes de Lagrange. Los resultados han sido positivos, no detectándose correlación serial de orden superior a la unidad.

En tercer lugar, se ha sometido esta especificación a varios test de estabilidad. Un factor decisivo cuando se aplican estos tests es la elección de los períodos

en que se divide la muestra. Se ha optado por dividirla en los subperíodos 1964-74 y 1975-84, porque en el análisis gráfico y estadístico de las series utilizadas se observa un comportamiento distinto de las mismas en estos dos subperíodos. El test de estabilidad global y el de estabilidad de los coeficientes pendiente no se superan.

Aunque los resultados de esta estimación parecen aceptables se debe tener en cuenta que esta ecuación está integrada dentro de un modelo simultáneo y, por tanto, no se puede afirmar que todas las variables explicativas sean exógenas. Parece razonable pensar que en el mercado de trabajo, el salario y las horas se determinan simultáneamente. Para contrastar la supuesta endogeneidad de la variable salario real se ha realizado un test de Hausman cuyos resultados han confirmado la endogeneidad de dicha variable.

En esta situación el estimador óptimo para nuestro modelo sería el de MVIC o MC3E pero, como se ha dicho, una aplicación eficiente de estos estimadores requiere especificaciones correctas de todas las ecuaciones. Dado que el objetivo de este análisis no es modelizar el mercado de trabajo sino cuantificar el efecto de las expectativas de pensiones sobre la oferta de trabajo, se llevará a cabo la estimación de esta ecuación mediante estimadores de variable instrumental que proporcionan estimadores consistentes en presencia de simultaneidad. Los resultados son los siguientes:

$$\ln h = 1,88 + 0,08 \ln ep - 0,28 \ln wr + 0,57 \ln tf + 0,34 \ln pr$$

(3,61)    (2,82)            (-4,23)            (1,48)            (2,57)

[2]

$$\bar{R}^2 = 0,97 \quad ; \quad DW = 1,47 \quad ; \quad \hat{\sigma}_e = 0,014 \quad ; \quad T = 20$$

Instrumentos:  $c$ ,  $\ln wr_{t-1}$ ,  $\ln u$ ,  $\ln pr$ ,  $\ln tf$ ,  $\ln ep$

La estimación por variables instrumentales modifica sensiblemente los parámetros obtenidos por MCO, especialmente los de las variables salario real y tamaño familiar, resultando esta última no significativa. Los instrumentos utilizados superan el test de exogeneidad.

En el análisis de los residuos no se aprecia ningún valor atípico (véase Apéndice 1). El test de Lagrange detecta autocorrelación serial de orden tres. Aunque este grado de correlación no es preocupante, se estimó la ecuación en niveles, introduciendo una tendencia temporal, y en diferencias logarítmicas, sin obtener resultados satisfactorios (véase el Apéndice 2). Por otra parte se confirma la homocedasticidad de los residuos por medio de los test de Breusch-Pagan, White y Glesjer.

Cuando se estima por variable instrumental los contrastes habituales de estabilidad de Chow no son correctos. Se ha aplicado el test propuesto por Mauleón (1985), confirmandose la estabilidad para los subperíodos 1965-74 y 1975-84. Esta mejora relativa respecto a la estimación MCO se debe probablemente a la utilización de la tasa de paro como variable instrumental que, al ser un indicador cíclico, capta el cambio de tendencia de las series en el segundo subperíodo de la muestra.

Desde el punto de vista económico cabe señalar los siguientes resultados:

- a) Se confirma la existencia de una influencia positiva, aunque de escasa magnitud, de las pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo. Esto nos indica que el efecto renta positivo de las cuotas es más fuerte que la suma del efecto sustitución negativo de las mismas y el efecto, también negativo, de las pensiones sobre la oferta de trabajo. La elasticidad de la oferta de trabajo respecto a esta variable es pequeña (0,08), siendo la propensión marginal aproximadamente de  $8 \times 10^{-6}$ .
- b) La elasticidad de la oferta de trabajo respecto al salario real es  $-0,28$ . El efecto renta negativo de esta variable sobre las horas ofrecidas es mayor que el efecto sustitución positivo.
- c) Respecto al precio relativo del ocio, el signo obtenido en la estimación es el esperado. Un aumento de este precio provocaría una disminución del consumo de los bienes de ocio, aumentando las horas trabajadas. Por tanto, en la estimación se confirma que el ocio es un bien normal.

El trabajo econométrico se ha llevado a cabo también utilizando las series referentes a la industria y a la industria más la construcción. Los cambios en los resultados son prácticamente nulos. Del mismo modo, hemos trabajado con distintas expectativas de pensiones que difieren en el tipo de descuento utilizado para calcular la tasa de capitalización.

Los resultados expuestos anteriormente corresponden a las expectativas netas de pensiones donde el tipo de descuento corresponde al rendimiento interno de las obligaciones privadas. La razón de ello es que las obligaciones privadas parecen ser el activo alternativo más utilizado por las economías domésticas.

## 5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido aportar una evidencia empírica de los efectos de las pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo en España.

La función de oferta especificada se enmarca dentro de un modelo simultáneo, por lo que su estimación se ha llevado a cabo por medio de variables instrumentales, método que permite obtener estimadores consistentes en presencia de simultaneidad y que incorpora toda la información disponible.

Por otra parte, es necesario destacar que se ha trabajado con una función de oferta agregada que sólo se comporta de una manera análoga a las funciones de oferta individuales bajo una serie de supuestos de agregación muy estrictos. Además, la información disponible sobre la variable dependiente corresponde a las horas trabajadas, por lo que en realidad estos datos reflejan puntos de equilibrio en el mercado de trabajo. Dadas las características de dicho mercado en la mayor parte del período analizado, el signo del coeficiente del salario real vendrá determinado probablemente por el lado de la demanda.



En las estimaciones realizadas se aprecia un efecto negativo del salario real sobre la oferta de trabajo y, asimismo se confirma la existencia de una influencia positiva, aunque de escasa magnitud, de las pensiones de la Seguridad Social.

## Apéndice 1

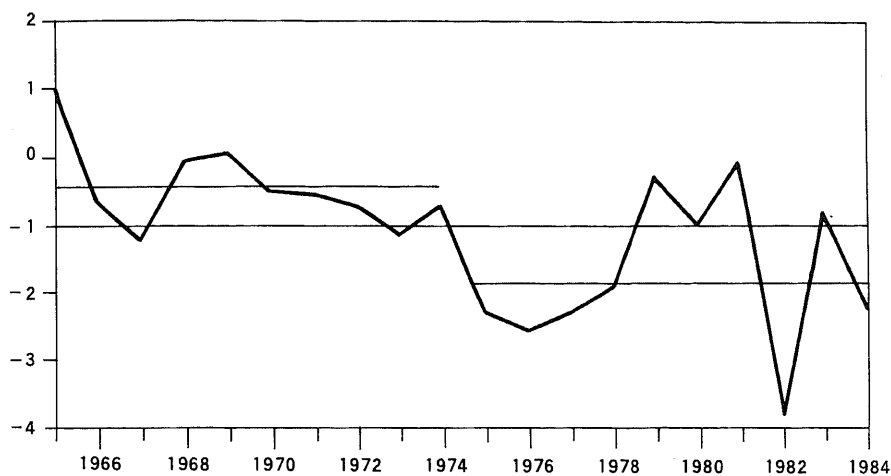


Gráfico 1A  
Tasas de variación de las horas trabajadas

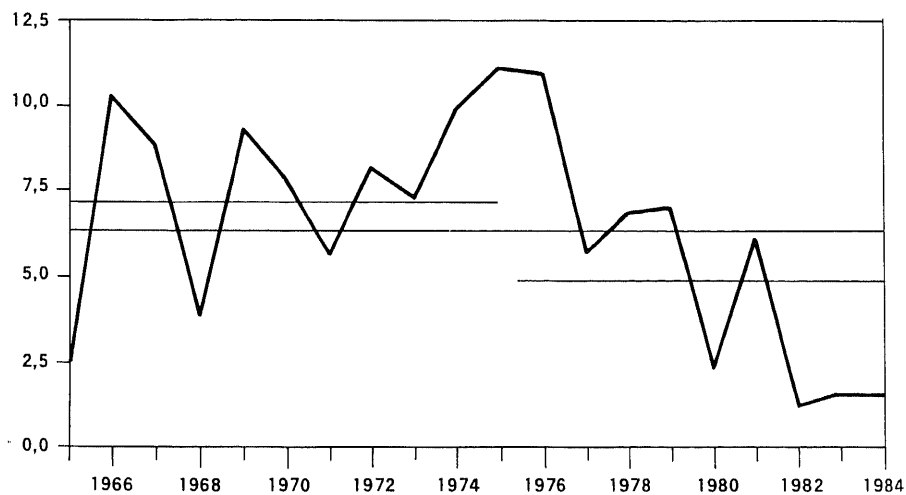


Gráfico 2A  
Tasas de variación del salario real

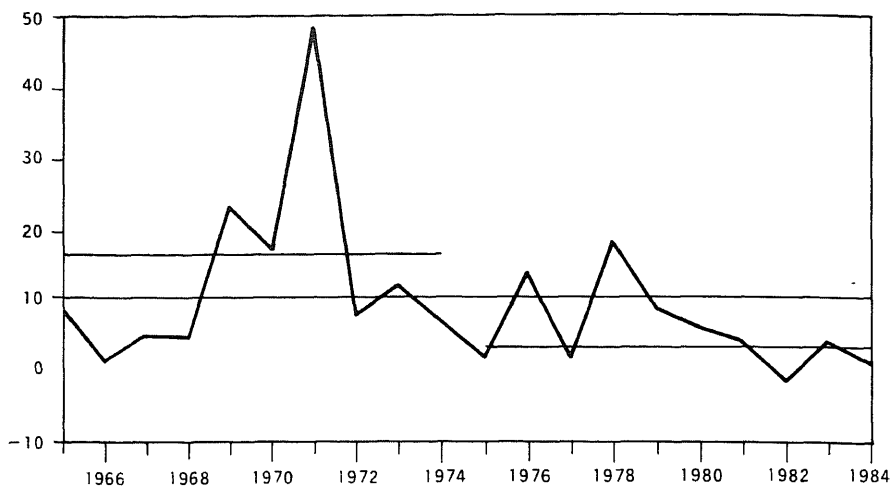


Gráfico 3A  
Tasas de variación de las expectativas de pensiones

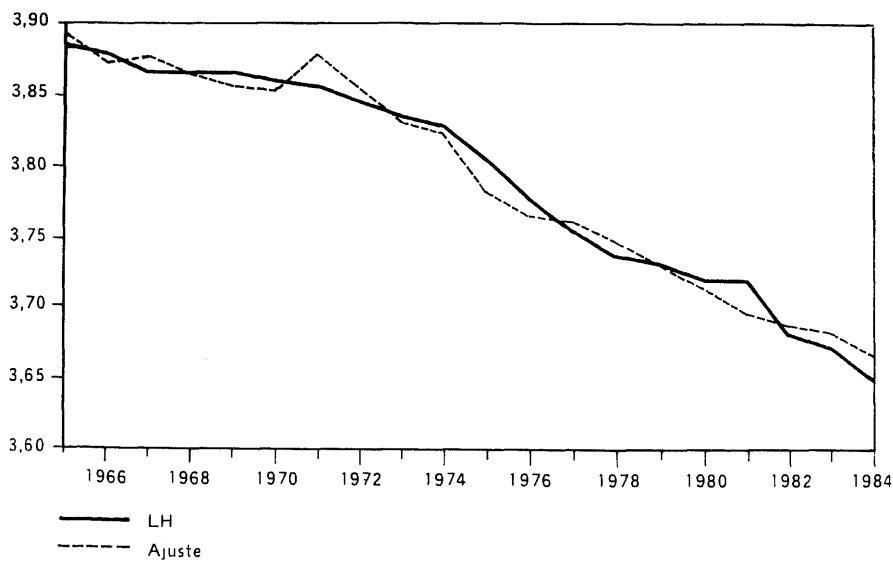


Gráfico 4A  
Resultados de la estimación (2). Ajuste en el modelo

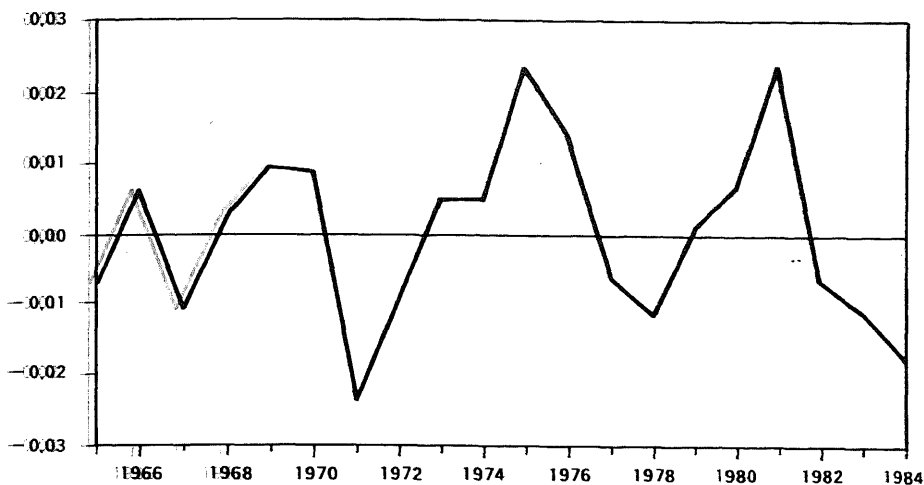


Gráfico 5A  
Residuos

CUADRO A1  
Resultados de los test

Test	Valor Test	Valor Tabular
TEST HAUSMAN	2.64	1.96
TEST EXOGENEIDAD INSTRUMENTOS		$X^2 (2)$
$T \cdot R^2(\tilde{e}/z)$	1.51	5.99
AUTOCORRELACION		$X^2 (1)$
I) $(T-1) R^2(\tilde{e}/\tilde{e}-1)$	0.83	3.84
II) $(T-1) R^2(\tilde{e}/\tilde{e}-2)$	1.49	3.84
III) $(T-1) R^2(\tilde{e}/\tilde{e}-3)$	5.25	3.84
ESTABILIDAD <sup>(A1)</sup>		$F_{0.95}(5,15)$
I) $\frac{T-n_1-k_1}{T(n_1+k_1)} c_1$	2.15	2.90
II) $T[R^2(\tilde{e}/z^+) - R^2(\tilde{e}/z^-)]$	9.56	$X^2 (5)$ 11.07

CUADRO A1 (Continuación)

Test	Valor Test	Valor Tabular
<b>HETEROCEDASTICIDAD</b>		
I) Test de Breusch-Pagan		$X^2 (4)$
$Q^{(A2)}$	1.49	9.45
II) $\hat{\epsilon}^2 = \beta_0 + \beta_1 (\hat{Y})$	0.74	1.96
III) Test de White: $T * R^2$		$X^2 (1)$
i) $\hat{\epsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 \epsilon p^2$	1.18	3.84
ii) $\hat{\epsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 wr^2$	0.85	3.84
iii) $\hat{\epsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 tf^2$	0.99	3.84
iv) $\hat{\epsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 pr^2$	0.79	3.84
v) $\hat{\epsilon}^2 = \delta_0 + \delta_1 (\epsilon p \cdot wr)$	0.97	3.84
<b>NORMALIDAD</b>		
		$X^2 (2)$
$T \left( \frac{\gamma_1^2}{6 \hat{\sigma}^6} + \frac{\gamma_2^2}{24 \hat{\sigma}^8} \right)$	0.12	5.99

<sup>A1</sup> En Mauleón (1985) se encuentra un análisis detallado de los test de estabilidad que deben ser aplicados en estimaciones con variables instrumentales.

<sup>A2</sup> Johnston, J. (1984): *Econometric methods*, McGraw-Hill, pág. 299.

## Apéndice 2. Otras estimaciones

A2-1

$$\ln h = 2,53 + 0,07 \ln \epsilon p - 0,29 \ln wr + 0,63 \ln tf + 0,21 \ln pr + 0,03 \ln t$$

(2,98)    (2,42)            \* (4,22)            (1,59)            (1,14)            (0,99)

$$\bar{R}^2 = 0,96 \quad DW = 1,42 \quad \hat{\sigma}_e = 0,014 \quad T = 20$$

Instrumentos:  $c$ ,  $\ln wr(-1)$ ,  $\ln u$ ,  $\ln \epsilon p$ ,  $\ln tf$ ,  $\ln pr$ ,  $\ln t$ .

A2-2

$$D \ln h = -0,01 + 0,07 D \ln wr - 0,15 D \ln wr(-1) + 0,03 D \ln \epsilon p - 0,01 D \ln tf + 0,07 D \ln pr$$

(1,56)    (0,84)            (1,67)            (1,44)            (0,05)            (0,59)

$$\bar{R}^2 = 0,01 \quad DW = 1,77 \quad \hat{\sigma}_e = 0,010 \quad T = 19$$

## Referencias

- Aaron, H. (1982): *Economic effects of Social Security*, The Brookings Institution, Studies of Government Finance, Washington D. C.
- Argandoña, A. (1986): «Los determinantes del ahorro de las familias», *Papeles de Economía Española*, núm. 28, págs. 317-361.
- Andrews, M. y Nickell, S. (1986): «A disaggregated disequilibrium model of the labour market», *Oxford Economic Papers*, núm. 38, págs. 386-402.
- Burkhauser, R. V. y Turner, J. A. (1978): «A Time-Series Analysis on Social Security and its Effect on the Market Work of Men at Younger Ages», *Journal of Political Economy*, núm. 86, agosto, págs. 701-715.
- Burkhauser, R. V. y Turner, J. A. (1982): «Social Security, preretirement, labor supply and saving: a confirmation and a critique», *Journal of Political Economy*, núm. 90, junio.
- Danziger, S.; Haveman, R. y Plotnick, R. (1981): «How Income Transfer Programs affect work, saving, and the income distribution: A critical review», *Journal of Economic Literature*, vol. XIX, septiembre, págs. 975-1028.
- Herce, J. A. y Moreno, L. (1986): «Seguridad Social y Expectativas de Pensiones en España: 1955-1984», *Documento de Trabajo 8609*, Programa de Investigaciones Económicas. Fundación Empresa Pública.
- Lucas, R. E. y Rapping, L. A. (1969): «Real wages, employment and inflation», *Journal of Political Economy*, págs. 721-754.
- Malo de Molina, J. L. (1983): «Las Series Desagregadas de los Salarios», *Estudios Económicos*, núm. 31, Banco de España.
- Mauleón, I. (1985): «Stability testing in regression models», Banco de España, *Documento de Trabajo*, núm. 8509.
- Owen, J. D. (1971): «The Demand for Leisure», *Journal of Political Economy*, núm. 79, n.º 1 (enero-febrero).

## Abstract

This paper attempts to obtain an empirical evidence about the effects that pensions of Social Security system have on labor supply through the estimation of a supply function for the Spanish economy during the period 1964-84. The theoretic final effect is indeterminated and it will depend on the relation between the expected value of benefits and the accumulated value of taxes paid. Our findings are that pensions expectations have a positive, but reduced, effect on work effort.

*Recepción del original, marzo de 1989*

*Versión final, febrero de 1990*